

**ELASTICIDAD PRECIO DE LA DEMANDA DE CREDITO DE CONSUMO: UNA
ESTIMACIÓN CON DATOS PANEL 2002-2012**

VIVIANA MONTAÑO TICORA

**UNIVERSIDAD AUTONOMA DE OCCIDENTE
FACULTAD DE ECONOMIA
DEPARTAMENTO DE CIENCIAS ECONOMICAS
PROGRAMA ECONOMIA
SANTIAGO DE CALI
2014**

**ELASTICIDAD PRECIO DE LA DEMANDA DE CREDITO DE CONSUMO: UNA
ESTIMACIÓN CON DATOS PANEL 2002-2012**

VIVIANA MONTAÑO TICORA

Proyecto de grado para optar por el título de Economista

Director

JAIME FLOREZ BOLAÑOS

Economista

**UNIVERSIDAD AUTONOMA DE OCCIDENTE
FACULTAD DE ECONOMIA
DEPARTAMENTO DE CIENCIAS ECONOMICAS
PROGRAMA ECONOMIA
SANTIAGO DE CALI
2014**

NOTA DE ACEPTACIÓN

Aprobado por el comité de grado en cumplimiento de los requisitos exigidos por la Universidad Autónoma de Occidente para optar al título de Economista.

CARLOS IGNACIO CHAVEZ
Jurado

MARIA CAROLINA ROZO
Jurado

Santiago de Cali, abril 07 de 2014

CONTENIDO	Pág.
1. PROBLEMA DE INVESTIGACION	
1.1 Planteamiento del Problema	06
1.2. Introducción	07
2. JUSTIFICACION	08
3. OBJETIVOS	09
3.1 Objetivo general	09
3.2 Objetivos específicos	09
4. MARCO REFERENCIAL	10
4.1. Marco Teórico	10
4.2. Estado del arte	15
4.3. Descripción de los datos	20
5. METODOLOGIA	28
5.1. Datos panel	28
5.2. Método de efectos aleatorios	28
5.2.1 Test de presencia de efectos inobservados	29
5.3 Método de efectos fijos	30

5.3.1. prueba de especificación de Hausman	30
5.4. Estimaciones	32
6. CONCLUSIONES	44
BIBLIOGRAFIA	46
ANEXOS	50

LISTA DE FIGURAS

	Pág.
Figura 1 restricción presupuestaria en presencia de restricciones crediticias	13
Figura 2 Consumo Optimo Intertemporal	14
Figura 3 Series de tiempo de la tasa de interés y los montos de los créditos de consumo	22
Figura 4 Tasa de interés de intervención de política monetaria	23
Figura 5 Participación porcentual en el mercado de créditos de consumo	25
Figura 6 Diagrama de dispersión entre la tasa de interés y los montos de los créditos de consumo	26
Figura 7 Diagrama de dispersión entre la tasa de interés y los montos de los créditos de consumo por banco	27
Figura 8 Montos créditos de consumo que no dependen de la tasa de interés	40
Figura 9 Elasticidades estimadas	43

LISTA DE CUADROS

	Pág.
Cuadro 1 Principales fusiones y adquisiciones en el mercado bancario colombiano entre el 2002 y el 2012	21
Cuadro 2 Estadísticas Descriptivas De La Muestra	24
Cuadro 3 Resultados estimaciones pool OLS, efectos aleatorios y fijos	32
Cuadro 4 Prueba de Breusch – Pagan	33
Cuadro 5 Prueba de especificación de Hausman	34
Cuadro 6 Prueba de autocorrelación	35
Cuadro 7 Prueba de correlación contemporánea	35
Cuadro 8 Prueba de heterocedasticidad	36
Cuadro 9 Estimación del modelo con efectos fijos por mínimos cuadrados ordinarios generalizados factibles (FGLS)	38
Cuadro 10 Efectos fijos estimados, logaritmo del monto y montos esperados	39
Cuadro 11 Estimación del modelo con cambio de intercepto y pendiente por mínimos cuadrados ordinarios generalizados factibles (FGLS)	42
Cuadro 12 Intercepto y elasticidades estimadas	43

LISTA DE ANEXOS

Anexo A Estimación modelo pool ols	50
Anexo B Estimación modelo efectos aleatorios	50
Anexo C Estimación efectos fijos	51
Anexo D Prueba de heterocedasticidad modelo con cambio de intercepto y pendiente	51
Anexo E Prueba de autocorrelación modelo con cambio de intercepto y pendiente	52
Anexo F Prueba de correlación contemporánea modelo con cambio de intercepto y pendiente	52

1. PROBLEMA DE INVESTIGACION

Esta investigación, esbozará la estructura del mercado de créditos de consumo en un marco de recuperación y competencia, donde la demanda de crédito alentó la profundización financiera y el crecimiento de la intermediación financiera en Colombia. Utilizando modelos de datos panel, se brinda evidencia empírica acerca del impacto de variaciones en la tasa de interés sobre la demanda de créditos de consumo en Colombia.

1.1 PLANTEAMIENTO DEL PROBLEMA

La oferta y la demanda de bienes o servicios en cualquier mercado está determinada por el nivel de precios y el mercado de crédito bancario colombiano no es ajeno a este hecho, de aquí que cada banco fije sus tasas de interés de colocación de acuerdo al comportamiento de la oferta y la demanda. Sin embargo el problema en un mercado bancario competitivo radica en que todos los bancos ajustan sus tasas de interés dependiendo de diversos factores, por lo que dependiendo de su grado de sensibilidad, los agentes sustituirán un crédito en un banco A por un crédito en el banco B.

Cuando se habla de sustitución se hace referencia al efecto que tiene una variación en el precio (tasas de interés) sobre la cantidad demandada (créditos de consumo), suponiendo que la renta real o poder adquisitivo del consumidor permanezca constante. El efecto sustitución conduce a cambiar el bien encarecido por otro bien cuyo precio no ha variado o al menos no se ha incrementado (tasas de interés más baratas en otro banco) en términos relativos al precio del primero.

En la actualidad no se puede desconocer el papel de las instituciones bancarias dentro del desempeño económico de Colombia, pero es prudente preguntarse ¿qué tan importante es la tasa de interés para la demanda de crédito en la economía colombiana? ¿Hasta qué punto se puede hablar realmente de efecto sustitución en el mercado de crédito? y en especial ¿cómo afectan las tasas de interés la colocación de créditos de consumo en Colombia ?.

Palabras clave: datos panel, créditos de consumo, elasticidad de la demanda de crédito.

1.2. INTRODUCCION

A finales del siglo XX la economía colombiana atravesó por la mayor crisis económica de la historia reciente, luego de una drástica recesión, la recomposición del sistema financiero no se hizo esperar. Sin embargo, la recuperación fue lenta y los efectos de la crisis se sintieron hasta el final del mandato de Andrés Pastrana, y no fue sino hasta el año 2002 que se vieron señales de una recuperación económica, fue en este punto donde el sector financiero sufrió una reestructuración que ayudó a posicionar al sector Bancario como uno de los sectores líderes de la economía en el país.

Teniendo en cuenta la fuerte competencia en este sector y el crecimiento del crédito bancario en Colombia es necesario preguntarse, si la forma en la que los bancos fijan sus tasas de interés redundan en que los clientes migren hacia bancos con créditos más baratos. Esta dinámica no ha sido explorada en la literatura nacional por lo que se propone estimar la elasticidad precio de la demanda de los créditos de consumo con respecto a la tasa de interés que fijan los diferentes bancos en Colombia, para lo cual se utilizará un planteamiento econométrico de datos de panel utilizando datos del período que comprende entre el 2002 y el 2012 disponibles en la Superintendencia Financiera.

2. JUSTIFICACION

A finales del siglo XX la economía colombiana atravesó la mayor crisis económica de la historia reciente, para que luego de una drástica recesión la recomposición del sistema financiero no se hiciera esperar. Sin embargo, la recuperación fue lenta y los efectos de la crisis se sintieron hasta el año 2002, y es en un marco de recuperación donde la demanda de crédito alentó la profundización financiera y el crecimiento de la intermediación financiera en Colombia. Esta investigación esbozará la estructura del mercado bancario en Colombia entre el 2002 y el año 2012, centrándose en el mercado de créditos de consumo y brindará evidencia empírica acerca del impacto de variaciones en la tasa de interés sobre la relación de sustitución en el mercado de créditos de consumo en Colombia.

3. OBJETIVOS

3.1 Objetivo General

- Estimar la elasticidad precio de la demanda de los créditos de consumo entre los bancos.

3.2 Objetivos Específicos

- Realizar un análisis descriptivo del Sistema Bancario Colombiano.
- Determinar cuál es la cuota de participación en el mercado de crédito de consumo de las diferentes instituciones bancarias en Colombia.
- Analizar y describir el comportamiento de los créditos de consumo para el período 2000 - 2012.
- Analizar y describir el comportamiento de las diferentes tasas de interés para créditos de consumo.

4. MARCO REFERENCIAL

4.1. MARCO TEORICO

En el marco de la teoría del consumo se pueden encontrar los aportes seminales de Friedman¹ y Modigliani², quienes micro-fundamentan el comportamiento del consumo, al proponer las hipótesis del ingreso permanente (HIP) y el ciclo vital (HCV).

La HIP plantea que los consumidores planean sus gastos sobre la base de los ingresos que esperan tener disponibles durante su vida, Friedman plantea que el ingreso está formado por dos componentes: uno permanente otro transitorio, Friedman argumentaba que algunos de los factores asociados a la variación del ingreso transitorio, son particulares y específicos para cada consumidor, por lo que para el agregado el valor esperado del componente transitorio es cero.

Del mismo modo, los gastos de consumo también se pueden separar en sus componentes permanente y transitorio. En este sentido el componente que se asocia con el nivel de consumo que maximiza la utilidad vitalicia es el consumo permanente, al tiempo que el consumo transitorio está asociado con todos los otros factores particulares de corto plazo, de acuerdo a lo anterior y en un escenario sin incertidumbre tendríamos que el consumo total sería entonces la suma de los dos componentes, matemáticamente y en su forma más general la HIP se puede representar de la siguiente forma:

$$c^p = k(r, w, u) \times y^p \quad (1)$$

$$y = y^p + y^t \quad (2)$$

$$c = c^p + c^t \quad (3)$$

¹FRIEDMAN, Milton. A Theory of the Consumption Function [en línea]. National Bureau of Economic Research, 1957. p 20 - 37. Disponible en internet: <http://www.nber.org/chapters/c4405.pdf>.

² MODIGLIANI, Franco. Studies in Income and Wealth [en línea]. NBER Chapters. National Bureau of Economic Research, 1949. p 369-444 (consultado 04 de febrero 2014). Disponible en internet: <http://www.nber.org/chapters/c5710.pdf>

Donde las letras y denotan los valores observables del ingreso y el consumo, r es la tasa de interés, w es la razón riqueza/ ingreso y u se refiere las preferencias de los consumidores, la ecuación 1 define la relación entre el ingreso permanente y el consumo permanente de una forma general.

Modigliani³, también considera agentes que maximizan su utilidad vitalicia, pero se centra en la evolución tanto del ingreso como del consumo del hogar, la diferencia fundamental entre la HCV y la HIP, radica en que la HCV reconoce el carácter finito del ciclo de vida de los hogares, por lo que considera las variaciones intrínsecas del ingreso a lo largo de la vida de las personas, es decir, tiene en cuenta factores como el envejecimiento, el retiro, el cambio en las necesidades familiares, entre otras, y de acuerdo con su hipótesis del ciclo vital (HCV) los agentes maximizan su consumo a lo largo del tiempo, transfiriendo ingresos de los períodos donde éste es más alto, hacia los períodos donde es más bajo.

La idea de Modigliani y Friedman era que los agentes intentaban mantener un consumo relativamente estable a lo largo de la vida y de acuerdo a estas hipótesis se deduce que en esencia los agentes pueden decidir como suavizar su consumo a lo largo del tiempo; una opción es por medio del ahorro y la autofinanciación, y la otra es por medio de un crédito con alguna institución financiera.

Sin embargo al aceptar dinero prestado por un Banco se cambia dinero del futuro por dinero de hoy. La tasa con que se cambia dinero de hoy por dinero del futuro se determina con la tasa de interés actual; del mismo modo en que un tipo de cambio permite convertir el dinero expresado en una moneda, en dinero expresado en otra, la tasa de interés permite transformar el dinero de un punto en el tiempo a otro. Básicamente una tasa de interés es igual a un tipo de cambio a través del tiempo, muestra el precio de mercado de hoy para el dinero del futuro.

Para entender bien como deciden los agentes se plantea un modelo sencillo para el consumo intertemporal. Siguiendo el modelo de elección intertemporal propuesto por Fisher⁴ La decisión de los consumidores se puede formular como un problema de maximización de la utilidad intertemporal, en el cual los hogares maximizan su consumo de acuerdo a su restricción presupuestaria y donde la

³ MODIGLIANI, Franco. op cit. pag 384.

⁴ Fisher, Irving. The Theory of Interest [en línea]. New York: The Macmillan Co. 1930 (consultado 04 de febrero 2014). disponible en internet: <http://www.econlib.org/library/YPDBooks/Fisher/fshTol.html>

demanda de crédito se constituye como un bien normal en la medida que incrementos del precio (tasa de interés) se reflejan en disminuciones en la demanda de crédito.

Los consumidores deben escoger el horizonte de consumo que maximice su utilidad a lo largo del tiempo:

$$\text{Max } U(C_0, C_1, C_2, \dots, C_T) \quad (4)$$

Donde U es la utilidad vitalicia y los consumidores obtienen satisfacción al consumir cantidades , en diferentes períodos de tiempo. Asumiendo que las preferencias son aditivas intertemporalmente tenemos que la utilidad presente y futura (traídas a valor presente utilizando el factor de descuento)

$$U = u(C_0) + \left(\frac{1}{1+\delta}\right)u(C_1) + \dots + \left(\frac{1}{1+\delta}\right)^t u(C_t) \quad (5)$$

U está en función de , donde cada Es una función del consumo en ese único período, Asumiendo que los consumidores son impacientes, es decir que prefieren más el consumo actual al consumo futuro, la demanda de crédito se puede plantear como una forma de estabilizar el consumo, sacrificando consumo futuro por consumo presente.

$$W = Y_0 + \frac{1}{1+r} Y_1 \quad (6)$$

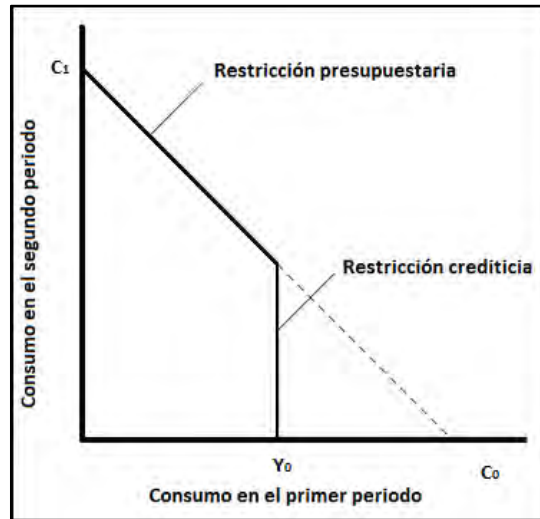
Suponiendo solo dos períodos, que los agentes son insaciables, que tienen preferencias bien comportadas, no hay costos transacción, y que la riqueza inicial es igual al valor presente de las dotaciones, tenemos:

$$W_1 = (1 + r)W_0 = (1 + r)Y_0 + Y_1 \quad (7)$$

La riqueza final es igual al valor futuro de las dotaciones:

La restricción presupuestaria plantea que el consumo total debe ser igual a los ingresos totales, es decir los individuos no dejan deudas, al tiempo que pueden pedir préstamos en el caso de que su consumo inicial sea mayor a su ingreso inicial (gráfico 1).

Figura 1 , Restricción Presupuestaria en Presencia de Restricciones Crediticias



$$C_0 + \frac{C_1}{1+r} = Y_0 + \frac{Y_1}{1+r} \quad (8)$$

Si asumimos que no hay restricciones crediticias, los préstamos se pueden analizar como una transferencia neta de ingresos del periodo final al inicial, por lo que el problema del agente seria entonces maximizar su utilidad dada su restricción presupuestaria intertemporal:

$$L(C_0, C_1, Y_0, Y_1, r) = U(C_0, C_1) - \lambda [C_0 + \frac{C_1}{1+r} - Y_0 - \frac{Y_1}{1+r}] \quad (9)$$

Resolviendo el lagrangiano obtenemos las condiciones de primer orden :

$$L_0 = U_0(C_0, C_1) - \lambda = 0 \quad (10)$$

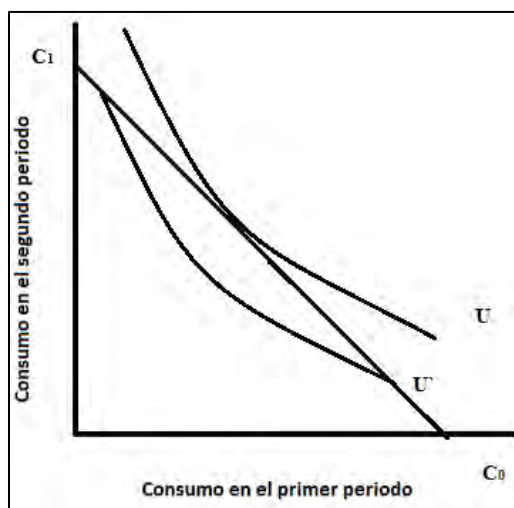
$$L_1 = U_1(C_0, C_1) - \frac{\lambda}{1+r} = 0 \quad (11)$$

$$L_\lambda = C_0 + \frac{C_1}{1+r} - Y_0 - \frac{Y_1}{1+r} = 0 \quad (12)$$

De aquí se obtiene la relación marginal de sustitución intertemporal que muestra la forma en que el agente representativo sustituye consumo presente por consumo futuro.

$$\frac{U_0(C_0, C_1)}{U_1(C_0, C_1)} = 1 + r \quad (13)$$

Figura 2 , Consumo Optimo Intertemporal



El punto donde se iguala la pendiente de la restricción presupuestaria con la función de utilidad es el punto donde la utilidad es máxima dada la restricción presupuestaria, es decir, en este punto tenemos que no se puede aumentar el consumo en ningún período sin disminuir el consumo en el otro.

Si asumimos que no hay rigideces en el mercado de crédito, el crédito se puede analizar como una transferencia neta de ingresos futuros por lo que el modelo muestra que cambios en la tasa de interés alteran la forma como los agentes sustituyen consumo presente por consumo futuro, en la medida que el costo de oportunidad de consumir en cualquier periodo será más o menos alto dependiendo de la tasa de interés.

El modelo de consumo intertemporal muestra de forma sencilla como los agentes toman decisiones de consumo, partiendo de esto y sabiendo que los

consumidores maximizan el consumo a lo largo de su vida y que en el mercado hay diferentes bancos ofreciendo créditos de consumo, se plantea que la demanda de crédito en el periodo t para el agente representativo dependerá de la riqueza o el ingreso y de la tasa de interés en el periodo t , es decir se plantea la siguiente función de demanda de crédito acorde con las hipótesis del ciclo de vida y el ingreso permanente:

$$Q_t^{credito} = f(INGRESO, r) \quad (14)$$

Se sabe entonces que en el período t la demanda de crédito, dependerá fundamentalmente de dos factores, el ingreso disponible en el periodo t y de que tan costoso sea un crédito de consumo.

De lo anterior se puede ver como dependiendo de qué tan sensible sea la elasticidad precio de la demanda de crédito se tendrá una mayor o menor respuesta de los consumidores frente cambios en la tasa de interés, de aquí la importancia de cuantificar el impacto de las variaciones de la tasa de interés sobre la demanda de créditos de consumo.

4.2. ESTADO DEL ARTE

A nivel internacional se encuentran los trabajos de Annim⁵, quien examina la sensibilidad del microcrédito frente a variaciones en la tasa de interés en Ghana, también se tiene un referente en Attanasio, Goldberg y Kyriazidou⁶ (2000), quienes utilizando un enfoque cuasi-experimental, muestran que las elasticidades de la demanda de crédito también dependen del plazo y el monto y no únicamente

⁵ ANNIM Samuel. Sensitivity of Loan Size to Lending Rates: Evidence from Ghana's Micronance Sector [en línea]. MPRA, 2009, no. 21280. p 22. (consultado 04 de marzo de 2015) Disponible en Internet: http://mpra.ub.uni-muenchen.de/21280/1/MPRA_paper_21280.pdf

⁶ ATTANASIO, Orazio, GOLDBERG, Pinelopi y KYRIAZIDOU, Ekaterini. Credit Constraints in the Market For Consumer Durables: Evidence From Micro Data on Car Loans [en línea]. National Bureau Of Economic Research, 2000. p 23 (consultado 04 de febrero 2014). Disponible en Internet: <http://www.nber.org/papers/w7694.pdf>

de la tasa de interés; usando un enfoque similar Karlan y Zinman⁷ (2005) estiman la elasticidad de los créditos frente al precio, para una muestra aleatoria de más de 50 mil hogares prestatarios en sur-África y encuentran que la elasticidad de la demanda de crédito no es mayor a 0.5 y que en buena medida está asociado a las restricciones de liquidez que presentan los individuos de la muestra.

En Hungría, Holló⁸ estimó la elasticidad precio de la demanda de los créditos de consumo por medio de un random coefficient logit (RCL), utilizando datos de los créditos de consumo del Magyar Nemzeti Bank entre marzo del 2004 y Agosto del 2007, encontró que en promedio un aumento del 1 % en la tasa de interés conduce a una reducción de 3.78 % de los créditos de consumo.

Stavins⁹ estima la elasticidad de la demanda de créditos vía tarjetas de crédito. Empleando datos obtenidos mediante encuestas realizadas entre 1990 y 1995 por la reserva federal a los 200 bancos emisores de tarjetas de crédito más grandes de los Estados Unidos, la autora encuentra por un lado que las características de cada banco inflúan sobre la demanda de créditos; al tiempo muestran como para el mercado en general la elasticidad estimada es de 1.47, mientras que para los créditos con más de 30 días de mora es de 2.71.

El sector bancario y la importancia del sector financiero en Colombia ha sido el foco de investigación de diferentes investigaciones. Por un lado se tiene el trabajo de la ANIF¹⁰ (2011) donde analizan el mercado crediticio colombiano utilizando datos trimestrales desde el 2002 hasta el 2010. Realizando una estimación de la elasticidad del crédito de consumo, comercial e hipotecario frente a cambios en diferentes tasas de interés, por medio de modelos de ecuación simultáneas

⁷ KARLAN, Dean y ZINMAN, Jonathan. Elasticities of Demand for Consumer Credit [en línea]. Yale University, 2005. Pag 25 (consultado 04 de febrero 2014). disponible en internet: http://www.econ.yale.edu/growth_pdf/cdp926.pdf

⁸ HOLLÓ, Daniel. Estimating Price Elasticities on the Hungarian Consumer Lending and Deposit Markets: Demand Effects and Their Possible Consequences [en línea]. Focus on European Economic Integration, Austrian Central Bank, 2010. vol 1, Pag 87 (consultado 04 de febrero 2014). Disponible en internet: http://econpapers.repec.org/article/onboenbf/y_3a2010_3ai_3a1_3ab_3a5.htm

⁹ STAVINS, Joanna. Can Demand Elasticities Explain Sticky Credit Card Rates? [en línea]. New England Economic Review (July/August), Federal Reserve Bank of Boston, 1996. Pag 53 (consultado 04 de febrero 2014). Disponible en internet: <http://www.bostonfed.org/economic/neer/neer1996/neer496c.pdf>

¹⁰ ASOCIACIÓN NACIONAL DE INSTITUCIONES FINANCIERAS. Comportamiento Crediticio en Colombia: Un Modelo Simultáneo Enfocado a Elasticidades [en línea]. Asociación Nacional de Instituciones Financieras, marzo 22, 2011. No 1065. Pag 4 (consultado el 04 de febrero del 2014). Disponible en Internet: <http://anif.co/sites/default/files/uploads/1065.pdf>

aparentemente no correlacionadas, encuentran que la cartera más elástica respecto a la tasa de interés resultó ser la hipotecaria (-0.9), seguida de la cartera de consumo (-0.6) y, por último, la comercial (-0.1).

Dado el grado de profundización del sistema financiero colombiano se hace importante entender la dinámica de este mercado, haciendo un énfasis en particular sobre los determinantes de la escogencia de un crédito en un banco específico y los factores que permiten que un colombiano tenga acceso a un crédito. Sobre ésta línea se sitúa el trabajo de Flórez, Posada y Escobar¹¹, quienes utilizando un modelo de equilibrio, plantean la relación entre créditos, depósito y tasas de interés; mostrando la relación de equilibrio entre esas tres variables. También se tiene un estudio de la historia del crédito hipotecario realizado por Urrutia y Namen¹², donde muestran la evolución del sistema financiero colombiano y la importancia de algunos servicios financieros a lo largo de siglo XX.

Barajas, Steiner, y Salazar¹³, estudian la influencia de diferentes reformas (incluida la ley 9 de 1991 la cual dio vía libre a la inversión extranjera en este mercado) sobre la estructura del mercado bancario y los márgenes de intermediación financiera durante la década de los noventa en Colombia. Haciendo uso de datos de panel los autores sugieren que los bancos colombianos operan en un mercado que no es competitivo, donde hay un margen del 26 % entre la tasa de interés de colocación y la de captación; los autores muestran además que tanto los bancos oficiales como los privados incurren en prácticas no competitivas.

¹¹FLÓREZ, Luz, POSADA, Carlos y ESCOBAR, José. Crédito y depósitos bancarios en Colombia (1990-2004): una relación de largo plazo. En: Revista Ensayos Sobre Política Económica ESPE, 2005, No 48. Pag 53 (consultado el 04 de febrero del 2014). Disponible en internet: http://www.banrep.gov.co/sites/default/files/publicaciones/archivos/espe_048-1.pdf

¹² URRUTIA, Miguel Y NAMEN Olga. Historia Del Crédito Hipotecario En Colombia. En: Revista Ensayos Sobre Política Económica ESPE, 2012, Vol. 30, No. 67. Pag 305 (consultado el 04 de febrero del 2014). Disponible en internet: http://www.banrep.gov.co/sites/default/files/publicaciones/archivos/espe_art9_67.pdf

¹³ BARAJAS, Adolfo, STEINER, Roberto, SALAZAR, Natalia. Interest Spreads in Banking - Costs, Financial Taxation, Market Power, and Loan Quality in the Colombian Case 1974-96 [en línea]. Monetario Internacional, 1998. P 24 (consultado el 04 de febrero del 2014). Disponible en internet: <http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/wp98110.pdf>

Duque¹⁴, analiza la estructura del mercado de la intermediación financiera en Colombia entre el 1998 y el 2004. El autor encuentra que la intermediación financiera en Colombia atravesó por un periodo de consolidación y fortalecimiento que generó una importante reducción en el número de agentes y que, consecuentemente, generó una mayor concentración del mercado sin que pueda considerarse una estructura de mercado oligopólica. En ésta misma línea está el trabajo de Mesa y Marín¹⁵, en el cual los autores muestran como la reducción y consolidación del mercado bancario se dió en el marco de un proceso de liberalización y apertura económica, donde las fusiones y adquisiciones entre los operadores financieros fueron el resultado de aumentar la exposición del sector real y el sector financiero a la competencia externa.

De manera similar Gómez y García¹⁶, estudian cuales fueron los determinantes de las fusiones y adquisiciones en el sistema financiero colombiano entre 1990 y el 2007, utilizando modelos de duración para evaluar el impacto de variables tanto microeconómicas como macroeconómicas sobre la probabilidad de experimentar operaciones de integración, con lo cual muestran que el tamaño, la eficiencia y el grado de concentración del mercado, tienen efectos positivos sobre la probabilidad de experimentar este tipo de operaciones; sin embargo, la estabilidad, rentabilidad y apalancamiento reducen ésta probabilidad, en especial durante períodos macroeconómicos favorables.

Por otro lado Tafur¹⁷, utiliza un enfoque descriptivo, para mostrar la importancia de la bancarización para los países en vía de desarrollo; mostrando como en el caso

¹⁴ DUQUE, Gustavo. Análisis de la Estructura Competitiva del Sistema Financiero Colombiano [en línea]. Revista Ecos de Economía. No 18, 2004. Pag 204 (consultado el 04 de febrero del 2014). Disponible en internet:

<http://publicaciones.eafit.edu.co/index.php/ecos-economia/article/view/2016/2019>

¹⁵ MESA, Ramón y MARÍN, Nini. Perspectivas del Sector Financiero COLOMBIANO con el TLC y las Fusiones [en línea]. Perfil de Coyuntura Económica, agosto, 2005, Núm. 5. Pag 30 (consultado el 04 de febrero del 2014).. Disponible en internet:

<http://aprendeenlinea.udea.edu.co/revistas/index.php/coyuntura/article/view/2300/1859>

¹⁶ GÓMEZ, Eduardo y GARCÍA, Andrés. Determinantes de las fusiones y adquisiciones en el sistema financiero colombiano, 1990-2007 [en línea] En: Borradores de Economía. 2009, no. 550. Pag 20 (consultado el 04 de febrero del 2014). Disponible en internet: <http://www.banrep.gov.co/docum/ftp/borra550.pdf>

¹⁷ TAFUR, Claudia. Bancarización: Una Aproximación Al Caso Colombiano A la Luz de América Latina [en línea]. Estudios Gerenciales, 2009, Vol. 25, No 110. Pag 32 (consultado el 04 de febrero del 2014). Disponible en internet:

de Brasil y Perú, una mayor bancarización implicó un mayor nivel de crecimiento y recalca la importancia del microcrédito para profundizar la bancarización en Colombia.

Alrededor de ésta misma temática gira el trabajo de Echeverry y Fonseca¹⁸, analizando el funcionamiento de los canales mediante los cuales una mayor bancarización contribuye a un mayor crecimiento. Los autores estudian el período entre 1993 y 2002, usando datos del Centro de Estudios sobre Desarrollo Económico (CEDE) y la Superintendencia Bancaria y encuentran que el acceso a crédito y a medios para depositar ahorros en el sector bancario contribuye a reducir el nivel de pobreza. Al tiempo estos factores influyen positivamente sobre la decisión de los hogares de mantener a sus hijos en la educación secundaria.

Con la profundización del sistema financiero en Colombia como política de estado, se ha buscado que todos los sectores sociales de Colombia tengan acceso de una u otra forma al sistema bancario. No obstante, como muestran Gómez y Zamudio¹⁹, la población colombiana en general carece de hábitos financieros saludables; es decir son financieramente incapaces y no tienen tendencia al ahorro.

Murcia²⁰ estudia, que determina que los hogares colombianos tengan acceso al crédito. Utilizando datos de la encuesta de calidad de vida del 2003, encuentra que los hogares con mayor riqueza tienen una mayor probabilidad de recibir un crédito, adicionalmente muestran que la ubicación geográfica, los años de educación, el acceso a la seguridad social, el hecho de ser beneficiario de un

http://www.icesi.edu.co/revistas/index.php/estudios_gerenciales/article/view/295/293

¹⁸ ECHEVERRY Juan y FONSECA, Ángela. EL Impacto Social del Sector Bancario en Colombia, 1993 – 2002 [en línea] Universidad de los Andes, 2006. Pag 38(consultado el 04 de febrero del 2014). disponible en internet https://economia.uniandes.edu.co/components/com_booklibrary/ebooks/d2006-22.pdf

¹⁹ GÓMEZ, Esteban Y ZAMUDIO, Nancy. Las Capacidades Financieras de la Población Colombiana [en línea]. Borradores de Economía, , 2012, no.. 725 Pag 26 (consultado el 04 de febrero del 2014). disponible en internet: http://www.banrep.gov.co/sites/default/files/publicaciones/archivos/be_725.pdf

²⁰ MURCIA, Andrés. DETERMINANTES Del Acceso Al Crédito De Los Hogares Colombianos [en línea]. Ensayos Sobre Política Económica ESPE, 2007, Vol. 25, No 55. Pag 69 (consultado el 04 de febrero del 2014). Disponible en internet <http://www.scielo.org.co/pdf/espe/v25n55/v25n55a03.pdf>

subsidio de vivienda y la edad aumentan la probabilidad de adquirir servicios financieros.

Por el lado de los bancos Escobar y Gómez²¹ estudian los determinantes del margen de intermediación financiera para el período 2000-2010. Utilizando información de 16 bancos comerciales, los autores encuentran que el margen de intermediación está determinado principalmente por los costos operativos medios, el grado de aversión al riesgo, los ingresos por comisiones, el apalancamiento, la medida de dispersión de los tipos de interés, el tamaño de la cartera crediticia y la estructura de mercado; adicionalmente argumentan que el gobierno puede influir en los márgenes de intermediación financiera vía manejo de tasas de interés e impuestos regulatorios como los encajes.

4.3 DESCRIPCION DE LOS DATOS

El Sistema Bancario Colombiano tiene particularidades que influyen sobre la forma como interactúa la oferta y la demanda, de aquí la necesidad de analizar la estructura del mercado antes de modelar la relación entre tasa de interés y demanda de créditos de consumo; por esto se presenta a continuación un análisis descriptivo de los datos del mercado de créditos de consumo en Colombia.

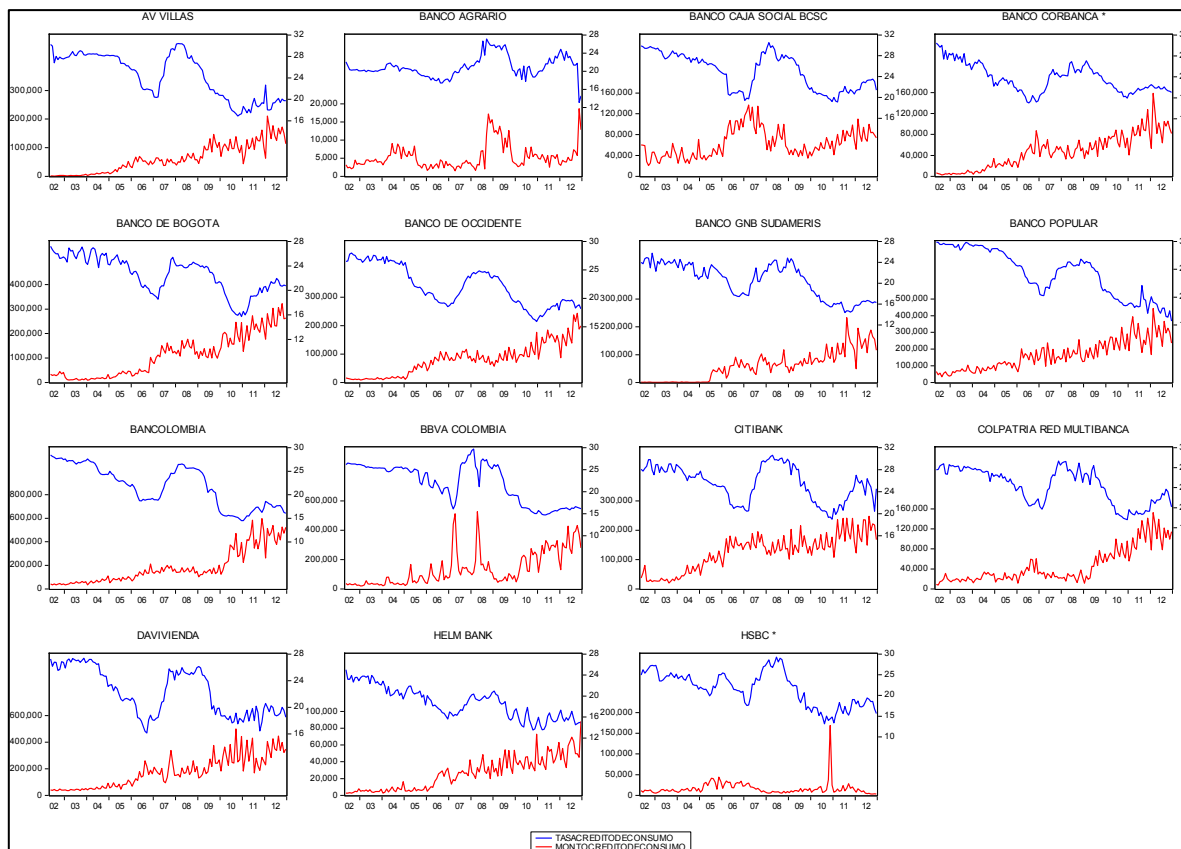
²¹ ESCOBAR, perla y GÓMEZ, Julián. Determinantes del margen de intermediación en el sector bancario colombiano para el periodo 2000 – 2010 [en línea]. Universidad de Antioquia, 2011, Núm. 41. Pag 22 (consultado el 04 de febrero del 2014). Disponible en internet: http://www.udea.edu.co/portal/page/portal/bibliotecaSedesDependencias/unidadesAcademicas/FacultadCienciasEconomicas/ElementosDiseno/Documentos/BorradoresEconomia/BorradCIE_41.pdf

Cuadro 1: Principales Fusiones y Adquisiciones en el Mercado Bancario Colombiano Entre el 2002 y el 2012

BANCO ALIADAS	Comprado por el banco de occidente en el 2004
BANCAFE	Comprado por Davivienda en el 2006
BANCO COLMENA	Se fusiono con el Banco Caja Social BCSC en agosto del 2011
CONAVI	Absorbida por Bancolombia en noviembre del 2006
BANCO GNB SUDAMERIS	Integración entre el Banco Sudameris Colombia y el Banco Tequendama en junio 2005
BANCO GRANAHORRAR	Comprado por el BBVA en noviembre del 2005
BANCO MEGABANCO	Fusión con el banco de Bogotá en noviembre del 2006
BANCO SUPERIOR	Comprado por Davivienda en diciembre del 2004
BANCO UNIÓN COLOMBIANO	Absorbido por el banco de occidente en el 2005
BANKBOSTON	Comprado por el banco de Bogotá a finales del 2004

Utilizando datos de la Superintendencia Financiera, se organiza un panel mensual con datos de 15 bancos desde mayo del 2002 hasta diciembre del 2012. Debido a las fusiones y adquisiciones presentadas en el período estudiado, se escogieron estos bancos dado que los datos están completos para toda la muestra; sin embargo se excluyeron bancos que no ofrecen créditos de consumo y tampoco se tomaron bancos que se reglamentaron con la resolución 206 de febrero 11 del 2011, dada la escasa longitud de la serie.

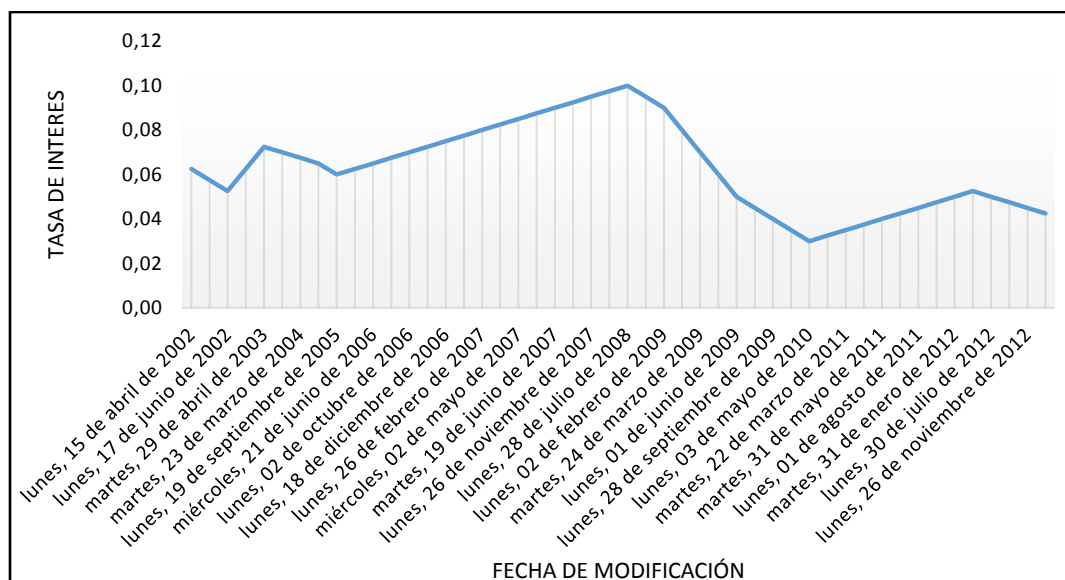
Figura 3, Series de Tiempo de la Tasa de Interés y los Montos de los Créditos de Consumo



Eje derecho monto en millones de pesos, eje izquierdo tasa de interés.

Al analizar las series del monto de los créditos y la tasa de interés (Gráfico 3), se evidencian tendencias contrarias en el comportamiento del monto de los créditos de consumo y la tasa de interés, pues en la mayoría de los banco se observa como reducciones en la tasa de interés han ido acompañadas de aumentos en los montos desembolsados y viceversa; además se puede observar como las tasas de interés de los bancos muestran una tendencia a subir y bajar al unísono, lo cual estaría explicado por los cambios en la tasa de interés de intervención de política monetaria del Banco de la República (Gráfico 4) y la posterior respuesta del sistema bancario, sin olvidar que cada banco analizado tiene una forma particular de fijar sus tasas de interés.

Figura 4, Tasa de Interés de Intervención de Política Monetaria



Al analizar la estructura del mercado se observa que el mercado bancario se concentró como resultado de las diferentes fusiones y adquisiciones (Tabla 1). En la tabla 2 se puede apreciar como los primeros 5 bancos tienen más del 60 % del total del monto total de créditos realizados por los bancos de la muestra entre mayo del 2002 y diciembre del 2012, siendo Bancolombia el principal prestatario de créditos de consumo con el 14.17 %, mientras que el Banco Agrario ostenta el último lugar con un 0.41 %, éstas cifras constituyen muestras claras del grado de concentración que existe en el mercado de créditos de consumo en el país.

Cuadro 2 : Estadísticas Descriptivas de la Muestra

Banco	Promedio De Tasa Crédito De Consumo	Desviación Estándar De Tasa Crédito De Consumo	Promedio De Monto Crédito De Consumo*	Desviación Estándar De Monto Crédito De Consumo*	Participación en todo el periodo
BANCOLOMBIA	21.80472631	4.325456542	185471.014	146971.7172	14.17 %
DAVIVIENDA	22.23881403	3.475125561	176020.8846	117025.6036	13.45 %
BANCO POPULAR	24.20379493	4.206133528	166802.4856	89340.73065	12.74 %
BBVA COLOMBIA	21.87178317	4.431445875	137888.6225	118336.8783	10.53 %
CITIBANK	25.50139017	3.176903201	125465.6152	60540.20361	9.58 %
BANCO DE BOGOTÁ	22.58277748	3.002006728	110401.1715	85647.18207	8.43 %
BANCO DE OCCIDENTE	22.16569576	3.48806833	80439.87888	55082.14826	6.14 %
BANCO BCSC	24.90623891	3.433915043	63013.83152	26564.48117	4.81 %
AV VILLAS	24.35995241	4.197584642	62273.97296	50052.86783	4.76 %
BANCO GNB SUDAMERIS	20.47920712	3.281863933	60016.98381	52289.52407	4.58 %
BANCO CORBANCA	19.6946845	3.378872272	47073.65787	32346.18049	3.60 %
COLPATRIA RED-MULTIBANCA	24.31923196	3.489974986	46585.55308	35592.67674	3.56 %
HELM BANK	18.71036094	2.954406711	25806.12368	19205.90776	1.97 %
HSBC	21.60777682	4.079008386	16491.04128	16344.23572	1.26 %
BANCO AGRARIO	20.94165627	2.34533883	5317.366641	3311.46588	0.41 %
Total general	22.35920605	4.061387726	87271.21355	92678.75137	100.00 %

*El monto se encuentra en miles de millones

Por otro lado al analizar el Gráfico 5, podemos ver que la participación no ha sido constante a lo largo del tiempo, en casos como el del Banco Caja Social BCSC, Banco Popular, y CITIBANK se observa una caída en su participación, mientras que otros como Bancolombia, AV Villas, Banco de Occidente y Banco de Bogotá, Davivienda y BBVA los cuales evidencian una fuerte volatilidad que no permite concluir si tienen una tendencia creciente o decreciente. Por último se tienen

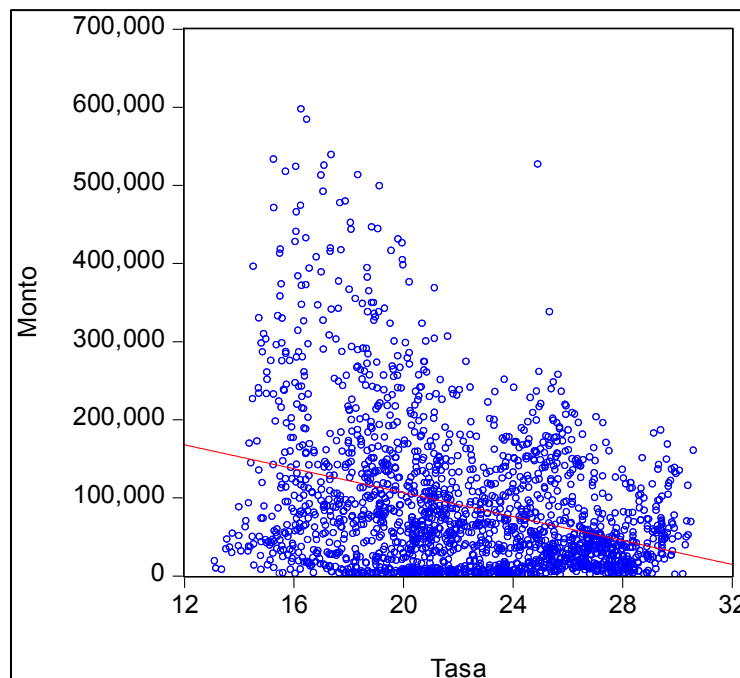
bancos cuya participación, gráficamente no muestra cambios significativos como el Banco Agrario, el Helm Bank y HSBC.

Figura 5, Participación Porcentual en el Mercado de Créditos de Consumo



Con el fin de revisar la relación entre la tasa de interés y el monto de los créditos de consumo, se construye un diagrama de dispersión sin discriminar observaciones por banco; en el Gráfico 6 se observa que mayores tasas de interés están acompañadas de menores montos de créditos de consumo. Nótese que una gran cantidad de puntos se encuentran concentrados en una zona de altas tasas de interés y bajos montos de créditos de consumo, por lo que es conveniente revisar ésta relación diferenciando por bancos.

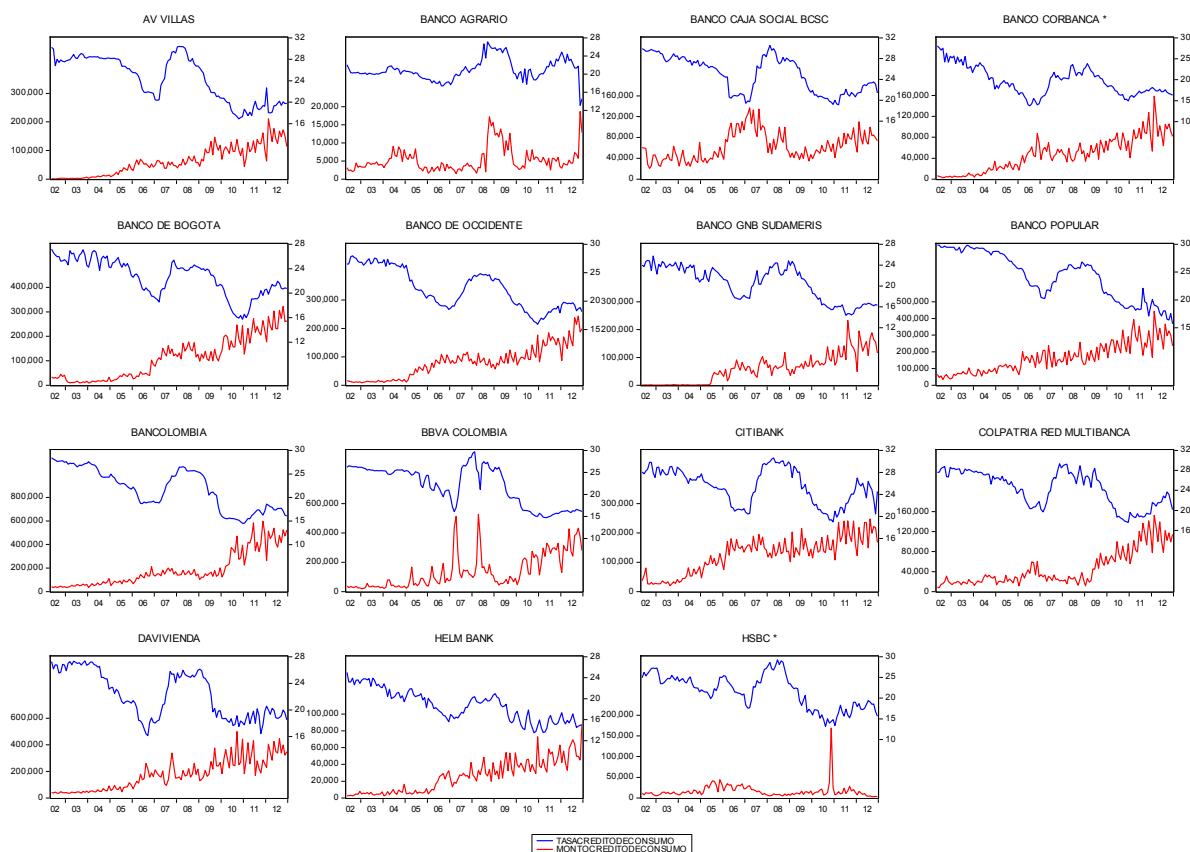
Figura 6, Diagrama de Dispersión entre la Tasa de Interés y los Montos de los Créditos de Consumo*



* Monto expresado en miles de millones

Al construir el diagrama de dispersión discriminado por los bancos de la muestra (Gráfico 7), se sigue observando una relación negativa entre el monto de los créditos de consumo y la tasa de interés; aunque como se puede apreciar dicha relación no es igual para todos los bancos de la muestra. Cabe resaltar el caso particular del Banco Agrario que revela una recta de regresión positiva, algo que se puede explicar si se tiene en cuenta el tipo de clientes que solicitan un crédito en ésta institución, es decir, campesinos que sin importar el costo del crédito continúan demandándolo; también se observa el caso del HSBC cuya pendiente es relativamente inelástica, pues cambios en la tasa de interés no tienen mayor impacto sobre la demanda de créditos de consumo en ese banco. Estos casos particulares muestran la heterogeneidad de los bancos analizados y como las características particulares pueden incidir sobre la elasticidad precio de la demanda de créditos de consumo.

Figura 7, Diagrama de Dispersión Entre la Tasa de Interés y los Montos de los Créditos de Consumo por Banco



Por lo anterior se puede ver que el mercado de créditos de consumo en Colombia se caracteriza por su heterogeneidad, por lo que se plantea modelar la relación entre el monto de los créditos de consumo y la respectiva tasa de interés por medio de modelos de datos panel.

METODOLOGIA

5.1 Datos Panel

Con el fin de cuantificar la relación existente entre la tasa de interés y la demanda de créditos de consumo se propone un enfoque de datos panel, el cual está orientado a hacer estimaciones con grandes cantidades de datos y realizar un análisis de secciones cruzadas (cross-section) para aprovechar toda la información disponible, modelando con relativa flexibilidad las diferencias entre los diferentes bancos de la muestra.

Los datos panel se pueden caracterizar de la siguiente forma:

$$y_{it} = x'_{it}\beta + Z_i\alpha + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

Donde y_{it} es la variable explicativa, x_{it} son las variables exógenas regresoras de dimensión K, Z_i es la heterogeneidad o el efecto individual, donde contiene el término constante y un conjunto de variables individuales o grupales específicas, que pueden ser observadas o inobservadas.

Si contiene un término constante, se puede estimar por mínimos cuadrados ordinarios apilados (Pool OLS), cuyos estimadores son consistentes y eficientes. Según la estructura de este , puede modelarse como un efecto fijo o un efecto aleatorio; se denomina un efecto fijo cuándo se trata como un parámetro a estimar para cada observación (cross-section) mientras que el efecto aleatorio es tratado como una variable aleatoria asociada a cada individuo.

5.2. Método De Efectos Aleatorios:

El análisis de efectos aleatorios ubica a como un elemento más dentro del término de error. Los dos supuestos principales de este método son:

El supuesto de exogeneidad estricta que asume que no está correlacionada con las regresoras;

$$\text{Cov}(X'_{it}, Z_i) = 0 \quad (16)$$

Y el de ortogonalidad entre Y y X que plantea que es ortogonal a las regresoras;

$$E(Z_i | x'_{it}) = 0 \quad (17)$$

Si es un efecto inobservado afecta, y no está correlacionado con las regresoras, entonces este modelo se puede estimar consistentemente por medio de Mínimos Cuadrados Generalizados (GLS) o uno de Mínimos Cuadrados Generalizados Factibles (FGLS). Por lo que el efecto inobservado pasará a ser parte del error del modelo. Por eso el nuevo componente estocástico, tendrá la forma:

$$v_{it} = Z_i + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

Por lo que la ecuación (15) quedaría:

$$y_{it} = x'_{it}\beta + v_{it} \quad (19)$$

5.2.1 Test de Presencia de Efectos Inobservados (Breusch- Pagan):

La existencia de un efecto inobservado (heterogeneidad entre los individuos) lleva a estimaciones ineficientes, por lo que las pruebas de hipótesis no son confiables y los intervalos de confianza altos. Entonces si se quiere usar Pool OLS, es necesario realizar una prueba que permite determinar la existencia de un efecto inobservado.

La prueba más común y utilizada es la prueba de Breusch y Pagan que usa un estadístico derivado del multiplicador de LaGrange. Este estadístico permitirá discernir entre el modelo de Efectos Aleatorios o Fijos y el POLS.

Se quiere cuantificar el impacto de la heterogeneidad inobservable, la idea consiste en probar si la varianza entre individuos es igual, es decir, si la varianza

de Z_i tiene un peso significativo en la varianza del error; La hipótesis nula es entonces:

$$H_0: \sigma_z = 0 \quad (20)$$

Si se rechaza la hipótesis nula, entonces la heterogeneidad entre los individuos no es despreciable y es recomendable modelar utilizando efectos fijos u efectos aleatorios.

5.3 Método de Efectos Fijos

Este método es más flexible en la medida que no asume que la heterogeneidad inobservable, no esté correlacionada con las regresoras del modelo:

$$\text{Cov}(X'_{it}, Z_i) \neq 0 \quad (21)$$

Al permitir que exista una correlación con las variables explicativas, este método captura efectos que el otro modelo no permite captar, en este caso se trabajará una especificación de la forma que consiste en asumir que el efecto fijo es constante para cada banco, quedando de la siguiente forma:

$$y_{it} = x'_{it}\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (22)$$

5.3.1. Prueba de Especificación de Hausman

El test de especificación de Hausman es usado para determinar que método utilizar, si efectos fijos, o aleatorios la ortogonalidad de los efectos aleatorios y las variables explicativas. La hipótesis nula de esta prueba entonces consiste en asumir que el supuesto de exogeneidad estricta del método de efectos aleatorios es válido:

$$H_0: \text{Cov}(X'_{it}, Z_i) = 0 \quad (23)$$

En la práctica la prueba de Hausman mide si las diferencias en los estimadores de modelos de efectos fijos y aleatorios son sistemáticas, y en caso de serlo, dichas diferencias estarían explicadas por el hecho de que no se cumple el supuesto de exogeneidad estricta.

En caso de no rechazar la hipótesis nula, se tendrán estimadores similares y en términos de inferencia se puede optar por cualquiera de los dos. En el caso de no tener suficiente evidencia estadística para aceptar la hipótesis nula, se tendrá que existe cierto grado de correlación entre el efecto inobservable y las variables explicativas, por lo que se debe usar el método de efectos fijos.

Para efectos de las estimaciones se obtiene la siguiente ecuación:

$$\ln(MC_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(int_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (24)$$

Dónde:

$\ln(MC_{i,t})$: Es el monto del crédito de consumo del banco i, en el período t.

$\ln(int_{i,t})$: Es la tasa de interés relacionada con el monto del crédito de consumo del banco i, en el período t.

$\varepsilon_{i,t}$: Es el término de perturbación $N\sim(0, \sigma^2)$.

A partir de la ecuación se obtiene una función de demanda de créditos de consumo para el sector bancario, la cual permite estimar la elasticidad de la demanda de créditos de consumo frente a variaciones en la tasa de interés.

5.4. Estimaciones

Siguiendo a Wooldridge²² (2002) y utilizando el software Stata se procede a estimar un pooled OLS (tabla 3) ignorando la existencia de posibles efectos

²² WOOLDRIDGE, Jeffrey M. Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data, second edition, The MIT Press, 2002. pag 247-291.

inobservables; se encuentra que la elasticidad de la demanda de créditos de consumo frente a cambios en la tasa de interés en promedio es negativa y más que proporcional, pues de acuerdo al pool se tiene que cambios de un 1 % en la tasa de interés se reflejan en cambios del 1.65 % en los montos de créditos de consumo. No obstante, dada la heterogeneidad de los bancos en el mercado de créditos de consumo, es recomendable evaluar la incidencia de dicha heterogeneidad sobre el modelo.

Cuadro 3 : resultados estimaciones pooled OLS, efectos aleatorios y fijos

Variable Dependiente: Log(monto crédito de consumo)			
Variable	Pool	Aleatorios	Fijos
Log(tasa crédito de consumo)	-1.6599081*** (-11.56) [0.0000]	-3.5178444*** (-33.51) [0.0000]	-3.5308538*** (-33.69) [0.0000]
Intercepto	15.839448*** (35.47) [0.0000]	21.580635*** (53.81) [0.0000]	21.620835*** (66.67) [0.0000]
N	1920	1920	1920
Bancos	15	15	15
Periodo	May 2002 – Dic 2012 (128 meses)		

Estadístico t entre () p-valor entre []

*** Significativo al 0.01, ** significativo al 0.05, * significativo al 0.1

Para evaluar la importancia de la heterogeneidad de los bancos de la muestra se realiza la prueba de Breusch – Pagan, la cual se construye con base en los residuales del método de efectos aleatorios: el estadístico Chi cuadrado de la prueba es igual 45508,91 con un p-valor muy cercano a 0 lo cual permite rechazar la hipótesis nula de que la heterogeneidad de los bancos no es estadísticamente significativa, es decir que las diferencias entre los bancos no se pueden ignorar por lo que es recomendable modelar las diferencias entre los diferentes bancos de la muestra, ya sea utilizando un enfoque de efectos fijos y aleatorios.

Cuadro 4: Prueba de Breusch – Pagan

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects		
lmontocc[banco,t] = Xb + u[banco] + e[banco,t]		
Estimated results:		
	Var	sd = sqrt(Var)
lmontocc	1.836417	1.355145
e	.5797442	.7614093
u	.8257366	.9087005
Test: Var(u) = 0		
	chibar2(01) =	45508.91
	Prob > chibar2 =	0.0000

Ante las inconsistencias del modelo, se procede a calcular los estimadores de efectos fijos y aleatorios, al utilizar estos métodos modelamos la heterogeneidad inobservable de los diferentes bancos, y se observa (tabla 3), que la elasticidad estimada de la demanda de créditos de consumo es mayor a la estimada con el pool ols: utilizando efectos aleatorios es igual a -3,51 y utilizando efectos fijos es -3.53 esto es equivalente a decir que un aumento del 1 % en la tasa de interés implica en promedio reducciones en la demanda de créditos de consumo del 3.5%.

Para determinar si debemos utilizar el método de efectos aleatorios o el de efectos fijos, utilizamos la prueba de especificación de Hausman (cuadro 2) y se observa que el estadístico Chi cuadrado, que por definición debería ser positivo es igual a -4.67, esto se puede entender como evidencia a favor de la hipótesis nula debido al reducido número de individuos en comparación con los periodos de tiempo, por lo que tenemos evidencia para escoger tanto el estimador de efectos fijos como aleatorios.

Cuadro 5: Prueba de Especificación de Hausman

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) fijos	(B) .		
ltasacc	-3.530854	-3.517844	-.0130094	.
b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg Test: Ho: difference in coefficients not systematic $\text{chi2}(1) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B)$ $= -4.67 \quad \text{chi2} < 0 \implies \text{model fitted on these data fails to meet the asymptotic assumptions of the Hausman test; see suest for a generalized test}$				

Se hace necesario evaluar entonces la incidencia de perturbaciones no esféricas en el modelo, por lo que se realizan pruebas para analizar la existencia de heterocedasticidad, correlación contemporánea entre los diferentes bancos y correlación serial. Utilizando el comando xtserial se evalúa la incidencia de correlación serial en el modelo, la hipótesis nula dice que el modelo no presenta correlación serial, contra la alterna que dice que si existe autocorrelación.

Cuadro 6: Prueba de Autocorrelación

Wooldridge test for autocorrelation in panel data			
H0: no first-order autocorrelation			
F(1,	14)	= 18.036
Prob > F =			0.0008

De acuerdo a los resultados (cuadro 3) encontramos que el estadístico de la prueba es igual a 18.036 con un p-valor de 0.0008 de acuerdo a este resultado podemos rechazar la hipótesis nula de no autocorrelación.

Cuadro 7: Prueba de Correlación Contemporánea

```
Breusch-Pagan LM test of independence: chi2(105) = 4156.516, Pr = 0.0000  
Based on 128 complete observations
```

Para evaluar si hay efectos de sección cruzada utilizamos un estadístico LM que mide el grado de independencia de los bancos de la muestra, la hipótesis nula de la prueba dice que las perturbaciones aleatorias para los diferentes bancos de la muestra son independientes en cualquier período contra la alterna de que existe correlación contemporánea. De acuerdo al estadístico Chi cuadrado del cuadro 4 y a su p-valor se puede inferir que los errores de los diferentes bancos presentan correlación contemporánea en otras palabras el modelo no está capturando las posibles relaciones entre los diferentes en bancos a lo largo del tiempo.

Cuadro 8: Prueba de Heterocedasticidad

```
Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity  
in fixed effect regression model  
  
H0: sigma(i)^2 = sigma^2 for all i  
  
chi2 (15) = 2221.66  
Prob>chi2 = 0.0000
```

Otro de los supuestos claves de mínimos cuadrados ordinarios es el supuesto de heterocedasticidad, es decir que la varianza de los errores es constante, en el caso de datos panel, se debe probar si la varianza de los errores de todos los bancos son iguales, es decir la varianza no depende del banco que estemos analizando, STATA incluye una prueba de Wald modificada (cuadro 5) para este

fin cuya hipótesis nula es que la varianza es constante e igual para todos los individuos, el estadístico de la prueba es igual a 2221.66 con un p-valor muy cercano a 0 por lo que rechazamos la hipótesis nula de varianza constante para todos los bancos.

Tras realizar las respectivas pruebas queda claro que los residuales del modelo de efectos fijos, no son independientes a lo largo del tiempo, ni entre bancos, así como la varianza es diferente dependiendo del banco que estemos analizando, esto se puede entender en la medida que no estamos teniendo en cuenta la estructura del mercado de créditos de consumo, para solucionar estos problema y siguiendo a Wooldridge²³, se plantea estimar el modelo de efectos fijos usando el estimador de mínimos cuadrados generalizados factible o FGLS por sus siglas en inglés.

Dado que el modelo de efectos fijos presentó problemas de heterocedasticidad, autocorrelación serial y correlación contemporánea, utilizamos FGLS para flexibilizar los supuestos, y modelar la estructura de dependencia de los errores de los diferentes bancos, a través del tiempo; se escogió una estructura heterocedástica, con dependencia contemporánea entre bancos y con una estructura autorregresiva específica para cada banco, además se incluyeron variables Dummy para modelar los efectos fijos de cada banco, Para evitar la Multicolinealidad perfecta se utilizan dummies para 14 bancos, dado que incluir la constante es equivalente a tener una dummy para cada banco.

Los resultados de la estimación (tabla 9) confirman la relación negativa que existe entre el logaritmo de los montos de los créditos de consumo y la tasa de interés, para los bancos de la muestra entre mayo del 2002 y diciembre del 2012, una vez controlados los efectos de la heterocedasticidad, la correlación contemporánea, la autocorrelación y la heterogeneidad inobservable, se encuentra que la elasticidad estimada es de -1.719706, lo cual dice que frente a aumentos del 1 % en la tasa de interés los montos de los créditos de consumo en promedio en cualquier banco se reducen en 1.719706 %, el p-valor es de 0.0000 por lo que la tasa de interés es significativa a cualquier nivel de significancia. Tenemos además que los únicos bancos cuyos efectos fijos no son estadísticamente significativos, son el banco Corbanca, GNB Sudameris y Colpatria Red Multibanca.

²³ WOOLDRIDGE, Jeffrey M. Op. cit. Pag 247-291.

Cuadro 9: Estimación del Modelo con Efectos Fijos por Mínimos Cuadrados Ordinarios Generalizados Factibles (FGLS).

Cross-sectional time-series FGLS regression						
Coefficients: generalized least squares						
Panels: heteroskedastic with cross-sectional correlation						
Correlation: panel-specific AR(1)						
Estimated covariances	=	120	Number of obs	=	1920	
Estimated autocorrelations	=	15	Number of groups	=	15	
Estimated coefficients	=	16	Time periods	=	128	
			Wald chi2(15)	=	1699.78	
			Prob > chi2	=	0.0000	
lmontocc	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ltasacc	-1.719706	.0979356	-17.56	0.000	-1.911656	-1.527756
dbagrario	-2.021352	.3548721	-5.70	0.000	-2.716889	-1.325815
dbcajasoc	.8084468	.3272939	2.47	0.014	.1669625	1.449931
dcorpbanca	-.2494074	.27413	-0.91	0.363	-.7866924	.2878776
dbbogota	.9178176	.2907062	3.16	0.002	.3480438	1.487591
dboccidente	.5521848	.2590845	2.13	0.033	.0443885	1.059981
dbgnb	-.6418414	.6287607	-1.02	0.307	-1.87419	.5905068
dbpopular	1.653754	.3486124	4.74	0.000	.9704858	2.337021
dbancolombia	1.414371	.2986247	4.74	0.000	.8290774	1.999665
dbbva	1.020967	.3022445	3.38	0.001	.4285787	1.613356
dcitybank	1.403656	.3003528	4.67	0.000	.8149751	1.992336
dbcolpatria	.2715866	.3358206	0.81	0.419	-.3866096	.9297829
ddavivienda	1.433161	.3190152	4.49	0.000	.807903	2.05842
dhelm	-.8836262	.339869	-2.60	0.009	-1.549757	-.2174952
dhsbc	-1.070016	.3450526	-3.10	0.002	-1.746307	-.3937255
_cons	15.63957	.4776344	32.74	0.000	14.70342	16.57572

La ventaja de utilizar un enfoque de efectos fijos radica en que permite cuantificar diferencias en el valor esperado del monto, matemáticamente sería lo siguiente:

$$\ln(MC_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(int_{it}) + \sum_1^k dummybanco_i + \varepsilon_{it}$$

Para la categoría base tendríamos que el intercepto es el logaritmo del monto que no depende de la tasa de interés aplicando la función exponencial tendríamos el monto que no depende de la tasa de interés:

$$\ln(MC_{baset}) = \alpha_0$$

$$(MC_{baset}) = e^{(a_0)}$$

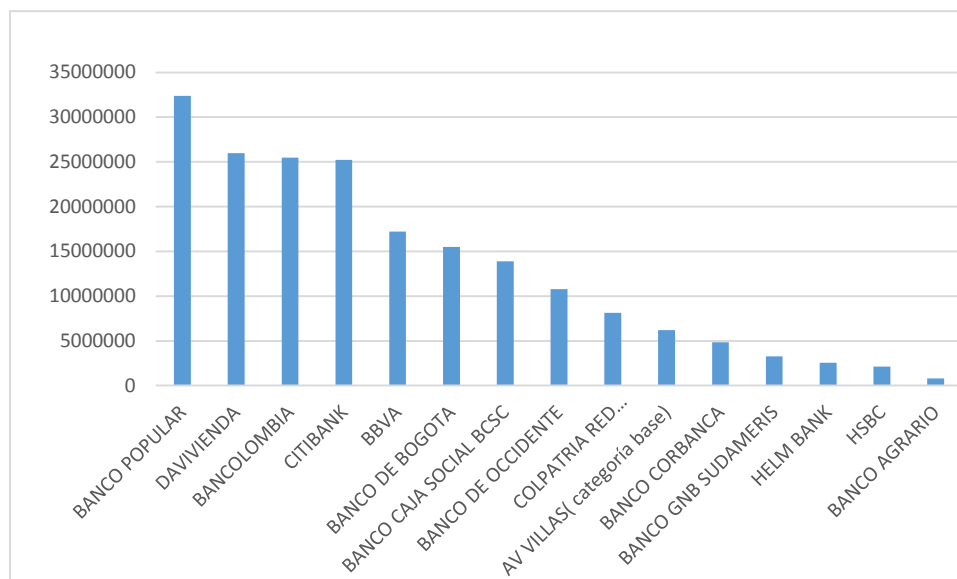
Para todos los otros bancos tendríamos entonces que la dummy me representa un cambio en el intercepto, es decir un cambio en el logaritmo de monto y por ende un cambio el monto esperado que no depende de cambios en la tasa de interés.

Cuadro 10: Efectos Fijos Estimados, Logaritmo del Monto y Montos Esperados*

Banco	Efecto fijo estimado	Logaritmo del monto $\ln(MC_{it})$	Monto* esperado(MC_{it})
AV VILLAS(categoría base)	15,63957	15,63957	6196963,674
BANCO AGRARIO	-2,021352	13,618218	820950,4226
BANCO CAJA SOCIAL BCSC	0,80844684	16,448017	13908585,09
BANCO CORBANCA	-0,24940741	15,390163	4829060,967
BANCO DE BOGOTA	0,91781755	16,557388	15516081,34
BANCO DE OCCIDENTE	0,55218479	16,191755	10764398,27
BANCO GNB SUDAMERIS	-0,64184144	14,997729	3261600,422
BANCO POPULAR	1,6537536	17,293324	32388811,6
BANCOLOMBIA	1,4143711	17,053941	25493679,08
BBVA	1,0209672	16,660537	17202016,96
CITIBANK	1,4036557	17,043226	25221962,48
COLPATRIA RED MULTIBANCA	0,27158661	15,911157	8130692,124
DAVIVIENDA	1,4331613	17,072731	25977239,27
HELM BANK	-0,88362618	14,755944	2561090,801
HSBC	-1,0700161	14,569554	2125577,1

Como se mencionó anteriormente los coeficientes estimados de los efectos fijos se interpretan como cambios en el intercepto, por lo que un efecto fijo estadísticamente significativo implica que hay diferencias estadísticamente significativas entre el valor esperado del logaritmo del monto del banco *i* con el banco AV Villas.

Figura 8, Montos Créditos de Consumo que No Dependen de la Tasa de Interés*



De acuerdo a lo anterior tenemos entonces que el monto esperado que no depende de la tasa de interés para el banco AV Villas es de 6196963,674 miles de millones (tabla 10), al analizar el Gráfico 8 se observa como el banco popular es el que tiene un monto esperado más alto (32388811,6 miles de millones), seguido de Davivienda, Bancolombia y CITIBANK, mientras que el banco agrario se ubica en el último lugar con 820950,4226 miles de millones, al comparar los montos se evidencia porque los efectos fijos de Colpatría red multibanca, Corpbanca y GNB Sudameris, no eran estadísticamente significativos en la regresión (cuadro 6), pues se observa como son relativamente similares al monto esperado del banco AV Villas.

Al comparar los montos que no dependen de la tasa de interés (Gráfico 8) con el nivel de participación (tabla 1), se encuentra que los bancos con mayor participación son también los bancos con un mayor monto que no depende de la tasa de interés, esto sugiere que al usar el enfoque de efectos fijos las variables dummies me están capturando las diferencias en la demanda de créditos de consumo propias de cada banco.

Como parte del ejercicio econométrico, y con el fin de analizar qué tan diferente es la elasticidad entre los bancos de la muestra se opta por estimar el modelo usando el enfoque de efectos fijos, permitiendo que además de cambios de intercepto nuestro modelo también tenga cambios de pendiente por lo que nuestro modelo quedaría:

$$\ln(MC_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(int_{it}) + \sum_1^k \beta_i dummybanco_i + \sum_1^k \gamma_i dummybanco_i * \ln(int_{it}) + \varepsilon_{it}$$

Luego de realizadas las pruebas al modelo con cambio de pendiente, se encuentra evidencia, de problemas heterocedasticidad, correlación serial y correlación contemporánea (ver anexo), por lo que se estima usando FGLS.

En la tabla 5 y el cuadro 7 se pueden apreciar los resultados de la estimación por un lado se pueden apreciar cambios en los interceptos estimados, lo cual se explica al tener en cuenta que nuestro modelo ahora tiene una especificación diferente, también se observa se observa como muchas de las dummies y en las interacciones entre las dummies y la tasa de interés, no resultan ser significativas, lo cual no implica que logaritmo de la tasa de interés no me esté explicando la demanda de créditos de consumo, sino que las diferencias entre los interceptos y pendientes de los bancos no son estadísticamente diferentes del intercepto y la pendiente del banco AV Villas (categoría base), de acuerdo a esto tenemos que la elasticidad estimada para el banco AV Villas es de -1.69 y un intercepto de 15.54, esto nos dice que frente a un cambio del 1 % en la tasa de interés la demanda de créditos de consumo en este banco se disminuye en 1.69 %.

Cuadro 11: Estimación del Modelo con Cambio de Intercepto y Pendiente Por Mínimos Cuadrados Ordinarios Generalizados Factibles (FGLS)

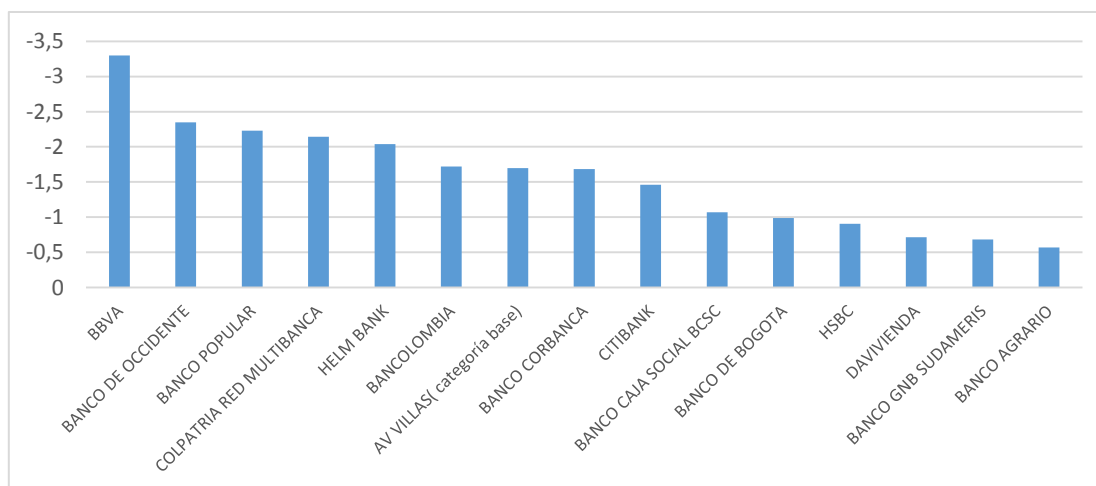
Cross-sectional time-series FGLS regression						
Coefficients: generalized least squares						
Panels: heteroskedastic with cross-sectional correlation						
Correlation: panel-specific AR(1)						
Estimated covariances	=	120	Number of obs	=	1920	
Estimated autocorrelations	=	15	Number of groups	=	15	
Estimated coefficients	=	30	Time periods	=	128	
			Wald chi2(29)	=	3935.14	
			Prob > chi2	=	0.0000	
lmontocc	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
_Ibanco_2	-5.414966	1.735617	-3.12	0.002	-8.816713	-2.01322
_Ibanco_3	-1.177655	1.586766	-0.74	0.458	-4.287659	1.932348
_Ibanco_4	-.283641	1.505148	-0.19	0.851	-3.233678	2.666396
_Ibanco_5	-1.324699	1.652809	-0.80	0.423	-4.564144	1.914747
_Ibanco_6	2.565993	1.399829	1.83	0.067	-.1776215	5.309608
_Ibanco_7	-3.690463	2.531836	-1.46	0.145	-8.652772	1.271845
_Ibanco_8	3.361873	1.351328	2.49	0.013	.7133189	6.010427
_Ibanco_9	1.500587	1.424874	1.05	0.292	-1.292116	4.293289
_Ibanco_10	5.928849	1.594967	3.72	0.000	2.802772	9.054927
_Ibanco_11	.6369746	1.611554	0.40	0.693	-2.521613	3.795562
_Ibanco_12	1.706872	1.661013	1.03	0.304	-1.548654	4.962397
_Ibanco_13	-1.588284	1.583935	-1.00	0.316	-4.69274	1.516171
_Ibanco_14	.1409421	1.744165	0.08	0.936	-3.277559	3.559443
_Ibanco_15	-3.377081	1.780769	-1.90	0.058	-6.867323	.113161
ltasacc	-1.69695	.3824352	-4.44	0.000	-2.44651	-.9473913
_IbanXltas_2	1.129773	.5469774	2.07	0.039	.0577167	2.201829
_IbanXltas_3	.6257723	.4844517	1.29	0.196	-.3237355	1.57528
_IbanXltas_4	.0125243	.4765936	0.03	0.979	-.921582	.9466306
_IbanXltas_5	.7078939	.5180769	1.37	0.172	-.3075182	1.723306
_IbanXltas_6	-.6507103	.4349967	-1.50	0.135	-1.503288	.2018676
_IbanXltas_7	1.013498	.8185262	1.24	0.216	-.5907839	2.61778
_IbanXltas_8	-.5313744	.4094652	-1.30	0.194	-1.333911	.2711626
_IbanXltas_9	-.0250724	.4416629	-0.06	0.955	-.8907157	.8405709
_IbanXltas_10	-1.599458	.5002912	-3.20	0.001	-2.580011	-.618905
_IbanXltas_11	.2371778	.4945596	0.48	0.632	-.7321413	1.206497
_IbanXltas_12	-.4461346	.5105607	-0.87	0.382	-1.446815	.5545459
_IbanXltas_13	.9815067	.4923781	1.99	0.046	.0164633	1.94655
_IbanXltas_14	-.3421223	.5602577	-0.61	0.541	-1.440207	.7559625
_IbanXltas_15	.7887929	.561394	1.41	0.160	-.3115191	1.889105
_cons	15.54299	1.272927	12.21	0.000	13.0481	18.03788

Cuadro 12: Intercepto Y Elasticidades Estimadas

Banco	Intercepto	Elasticidad estimada
AV VILLAS(categoría base)	15,542988	-1,6969505
BANCO AGRARIO	10,128022	-0,5671779
BANCO CAJA SOCIAL BCSC	14,3653328	-1,07117817
BANCO CORBANCA	15,259347	-1,68442624
BANCO DE BOGOTA	14,2182894	-0,98905659
BANCO DE OCCIDENTE	18,1089811	-2,34766076
BANCO GNB SUDAMERIS	11,8525247	-0,6834525
BANCO POPULAR	18,9048611	-2,22832491
BANCOLOMBIA	17,0435745	-1,72202289
BBVA	21,4718372	-3,2964083
CITIBANK	16,1799626	-1,45977272
COLPATRIA RED MULTIBANCA	17,2498596	-2,14308512
DAVIVIENDA	13,9547036	-0,71544384
HELM BANK	15,6839301	-2,03907283
HSBC	12,1659068	-0,90815759

En términos de sensibilidad el grafico 7 muestra como el BBVA (banco_10) es el banco con la elasticidad e intercepto más altos, llegando a tener una elasticidad de -3.29 y un intercepto de 21.47, bastante diferentes al compararlos con el modelo sin cambio de pendiente (cuadro 6), en donde en promedio la elasticidad era de -1.71 este banco tenía un intercepto estimado en 16.66; este resultado nos dice que este banco tiene la demanda de créditos de consumo más elástica frente a variaciones en la tasa de interés, pues un incremento de un 1 % en la tasa reduce la demanda en un 3.29 %.

Figura 9, Elasticidades Estimadas



En términos de sensibilidad, tenemos que el banco de occidente presenta una elasticidad estimada de -2.34, la cual es bastante menor a la del banco BBVA.

En el extremo de los bancos menos sensibles tenemos el Banco Agrario cuya elasticidad es de -0.56 con un intercepto de 10.12, en este caso podemos ver como la demanda de créditos de consumo de este banco es la menos sensible, dado que un incremento de 1 % en la tasa de interés reduce un 0.5 % la demanda de créditos de consumo, si comparamos las diferentes elasticidades estimadas corroboramos que son muy pocas las que se encuentran cercanas a la elasticidad promedio estimada usando el modelo sin cambio de pendiente (-1.71), esto muestra la importancia de modelar las diferencias entre los bancos, no solo a nivel de intercepto¹, sino también en términos de la pendiente, que en ultimas es la medida de la elasticidad en este trabajo.

Al comparar las elasticidades del modelo con la participación de mercado de cada banco, se encuentra que una mayor participación de mercado no implica una mayor elasticidad, pues tenemos el caso de Bancolombia y Davivienda los cuales cuentan con una participación de 14.17 % y 13.45 % en el total de los montos de créditos de consumo desembolsados en el período, al tiempo que poseen una elasticidad estimada de -1,72 y -0,7 respectivamente, esto es una muestra de la importancia de tener en cuenta la estructura de mercado en la modelación.

6. CONCLUSIONES

En este trabajo se analizó el mercado de créditos de consumo, con énfasis en la relación que desde la teoría económica se plantea entre la demanda de crédito y la tasa de interés, en el caso de Colombia dicha relación se da en el marco de un mercado competitivo el cual se concentró en una menor cantidad de bancos en la última década, a pesar de eso, la participación de los bancos no fue estática a lo largo del período estudiado, Cada banco mostró diferencias en la relación entre tasa de interés y demanda de créditos de consumo, por lo que se seleccionó una metodología que permitiera modelar dichas diferencias, se optó por modelar la relación entre la demanda de créditos y la tasa de interés usando datos de panel.

Por medio del ejercicio econométrico, se evidenció la significancia estadística de las diferentes características de los bancos a la hora de estimar la elasticidad de la demanda de créditos de consumo, así mismo se encuentra evidencia estadística que apoya la existencia de correlación contemporánea entre los bancos y heterocedasticidad, lo que muestra el peso de la estructura de mercado y la competitividad al momento de estimar la elasticidad precio de la demanda de créditos de consumo, también se encontró que el modelo presentaba signos de una fuerte autocorrelación lo que muestra que el modelo no utilizaba la dinámica intertemporal de este mercado, una vez corregidos estos problemas se encuentra que la elasticidad estimada $-1,719706$ dicha elasticidad confirma que en el mercado de créditos de consumo en Colombia aumentos en la tasa de interés en promedio reducen la demanda de créditos de consumo.

Al analizar los efectos fijos estimados se puede cuantificar el valor esperado del monto de créditos de consumo que no depende de las variaciones de la tasa de interés, en este punto se evidencian las disparidades en la demanda de crédito que tienen los diferentes bancos y como hay factores diferentes a la tasa de interés que inciden sobre la demanda de créditos de consumo.

El ejercicio econométrico revela la importancia de tener en cuenta las diferencias, entre los bancos tanto en términos del intercepto como en pendiente, al analizar los interceptos (tabla 5) podemos ver que el monto que no depende de la tasa de interés varía al dejar que la pendiente sea diferente para cada banco por lo que tenemos montos completamente diferentes a los que habíamos estimado en el modelo inicial (tabla 4), en conjunto los resultados son acordes a la teoría, aunque es evidente que cada banco muestra una elasticidad diferente, sin embargo cabe

preguntarse hasta qué punto incide la estructura del mercado sobre la relación estudiada y que factores además de la tasa de interés determinan la demanda de crédito en Colombia.

7. BIBLIOGRAFIA

ASOCIACION NACIONAL DE INSTITUCIONES FINANCIERAS. Comportamiento Crediticio en Colombia: Un Modelo Simultáneo Enfocado a Elasticidades [en línea]. Asociación Nacional de Instituciones Financieras, 2011. 4 p (consultado el 04 de febrero del 2014). Disponible en Internet: <http://anif.co/sites/default/files/uploads/1065.pdf>

ANNIM, Samuel. Sensitivity of Loan Size to Lending Rates: Evidence from Ghana's Micronance Sector [en línea]. MPRA Paper, 2009, no. 21280. 35 p (consultado el 04 de febrero del 2014). Disponible en Internet: http://mpra.ub.uni-muenchen.de/21280/1/MPRA_paper_21280.pdf

ATTANASIO, Orazio, GOLDBERG. Pinelopi y KYRIAZIDOU, Ekaterini. Credit Constraints in the Market For Consumer Durables: Evidence From Micro Data on Car Loans [en línea]. National Bureau Of Economic Research. 2000, no. 7694. 41 p (consultado el 04 de febrero del 2014). Disponible en Internet: <http://www.nber.org/papers/w7694.pdf>

BANCO DE LA REPÚBLICA, La Economía Colombiana: Situación Actual Frente a los Noventa y sus Perspectivas [en línea]. En: Borradores De Economía, 2006, no. 429. 108 p (consultado el 04 de febrero del 2014). Disponible en Internet: <http://www.banrep.gov.co/sites/default/files/publicaciones/pdfs/borra429.pdf>

BARAJAS, Adolfo, Steiner, Roberto, Salazar, Natalia. Interest Spreads in Banking - Costs, Financial Taxation, Market Power, and Loan Quality in the Colombian Case 1974-96 [en línea]. Fondo Monetario Internacional, 1998, no. 98110. 46 p (consultado el 04 de febrero del 2014). Disponible en internet: <http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/wp98110.pdf>

CARDONA, Alejandro y RESTREPO, Juan. Fusiones y Adquisiciones, Concentración y Poder de Mercado en el Sector Bancario Colombiano (2000 - 2011) [en línea]. Trabajo de grado presentado como requisito para optar al título de Magister en Economía, Universidad EAFIT, 2012. 40 p (consultado el 04 de febrero del 2014). Disponible en Internet: https://repository.eafit.edu.co/bitstream/handle/10784/604/Alejandro_CardonaMejia_2012.pdf?sequence=1

DUQUE, Gustavo, Análisis de la Estructura Competitiva del Sistema Financiero Colombiano [en línea]. Revista Ecos de Economía, 2004, no. 18. 183-205 p. (consultado el 04 de febrero del 2014). Disponible en internet: <http://publicaciones.eafit.edu.co/index.php/ecos-economia/article/view/2016/2019>

ECHEVERRY Juan y FONSECA, Ángela, EL Impacto Social del Sector Bancario en Colombia [en línea]. Universidad de los Andes, 2006. 46 p (consultado el 04 de febrero del 2014). disponible en internet https://economia.uniandes.edu.co/components/com_booklibrary/ebooks/d2006-22.pdf

ESCOBAR, perla y Gómez, Julián. Determinantes del margen de intermediación en el sector bancario colombiano para el periodo 2000 – 2010 [en línea]. En: Borradores Departamento de Economía. Universidad de Antioquia, 2011, no. 41. P. 22 (consultado el 04 de febrero del 2014). Disponible en internet: http://www.udea.edu.co/portal/page/portal/bibliotecaSedesDependencias/unidadesAcademicas/FacultadCienciasEconomicas/ElementosDiseno/Documentos/BorradoresEconomia/BorradCIE_41.pdf

FLOREZ, Luz. Posada, Carlos y Escobar, José. Crédito y Depósitos Bancarios en Colombia (1990-2004): Una Relación de Largo [en línea]. Plazo Revista Ensayos Sobre Política Económica ESPE, Junio, 2005. No 48. P 12-63 (consultado el 04 de febrero del 2014). Disponible en internet: http://www.banrep.gov.co/sites/default/files/publicaciones/archivos/espe_048-1.pdf

FISHER, Irving. The Theory of Interest [en línea]. New York: The Macmillan Co. 1930. (Consultado el 04 de febrero del 2014). Disponible en internet: <http://www.econlib.org/library/YPDBooks/Fisher/fshTol.html>

FRIEDMAN, Milton. A Theory of the Consumption Function [en línea]. National Bureau of Economic Research, 1957. p 20 – 37 (consultado el 04 de febrero del 2014). Disponible en internet: <http://www.nber.org/chapters/c4405.pdf>

GREENE, William, Econometric Analysis 5th Ed, Prentice Hall, 2003, 1053 p.

GÓMEZ, Eduardo y GARCÍA. Andrés, Determinantes de las fusiones y adquisiciones en el sistema financiero colombiano 1990-2007 [en línea]. En: Borradores de Economía, 2009, No 550. 29 p (consultado el 04 de febrero del 2014). Disponible en internet: <http://www.banrep.gov.co/docum/ftp/borra550.pdf>

GÓMEZ, Esteban Y ZAMUDIO, Nancy, Las Capacidades Financieras de la Población Colombiana [en línea]. En: Borradores de Economía, 2012. Núm. 725. 31 p (consultado el 04 de febrero del 2014). disponible en internet: http://www.banrep.gov.co/sites/default/files/publicaciones/archivos/be_725.pdf

HOLLÓ, Daniel. Estimating Price Elasticities on the Hungarian Consumer Lending and Deposit Markets: Demand Effects and Their Possible Consequences, Focus on European Economic Integration [en línea]. 2010, P 73-89 (consultado el 04 de febrero del 2014). Disponible en internet: http://econpapers.repec.org/article/onboenbf/y_3a2010_3ai_3a1_3ab_3a5.htm

KARLAN, Dean y ZINMAN, Jonathan. Elasticities of Demand for Consumer Credit [en línea]. Yale University, 2005, no. 926. 43 p (consultado el 04 de febrero del 2014). disponible en internet: http://www.econ.yale.edu/growth_pdf/cdp926.pdf

MESA, Ramón y MARÍN, Nini. Perspectivas del Sector Financiero colombiano con el TLC y las Fusiones [en línea]. Perfil de Coyuntura Económica, agosto, 2005, no. 5. P 8-32 (consultado el 04 de febrero del 2014). Disponible en internet: <http://aprendeonline.udea.edu.co/revistas/index.php/coyuntura/article/view/2300/1859>

MODIGLIANI, Franco. Studies in Income and Wealth. NBER Chapters. National Bureau of Economic Research, 1949. p 369-444 (consultado el 04 de febrero del 2014). Disponible en internet: <http://www.nber.org/chapters/c5710.pdf>

MURCIA, Andrés. Determinantes del Acceso al Crédito de los Hogares colombianos [en línea]. Ensayos Sobre Política Económica ESPE, 2007. Vol. 25, no. 55. P 40-83 (consultado el 04 de febrero del 2014). Disponible en internet <http://www.scielo.org.co/pdf/espe/v25n55/v25n55a03.pdf>

STAVINS, Joanna. Can Demand Elasticities Explain Sticky Credit Card Rates? [en línea]. Federal Reserve Bank of Boston, julio/agosto, 1996. p 43-54 (consultado el 04 de febrero del 2014). Disponible en internet: <http://www.bostonfed.org/economic/neer/neer1996/neer496c.pdf>

TAFUR, Claudia. Bancarización: Una Aproximación Al Caso Colombiano A la Luz de América Latina [en línea]. Estudios Gerenciales 2009, Vol. 25, no. 110. p 13-37 (consultado el 04 de febrero del 2014). Disponible en internet: http://www.icesi.edu.co/revistas/index.php/estudios_gerenciales/article/view/295/293

URRUTIA, Miguel Y NAMEN Olga. Historia Del Crédito Hipotecario En Colombia [en línea], Revista Ensayos Sobre Política Económica ESPE, 2012, Vol. 30, no. 67. p 280-306 (consultado el 04 de febrero del 2014). Disponible en internet: http://www.banrep.gov.co/sites/default/files/publicaciones/archivos/espe_art9_67.pdf

VILLAR, Leonardo Y SALAMANCA, David. Un Modelo Teórico Sobre Crédito, Represión Financiera Y Flujos De Capital [en línea]. Revista Ensayos Sobre Política Económica ESPE, 2005, Núm. 48. P 184-233 (consultado el 04 de febrero del 2014). Disponible en internet: http://www.banrep.gov.co/sites/default/files/publicaciones/archivos/espe_048-4.pdf

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data. second edition. Estados Unidos: The MIT Press, 2002. p 247-291.

8. ANEXOS

Anexo A : Estimación modelo pool ols

. reg lmontocc ltasacc						
Source	SS	df	MS	Number of obs = 1920		
Model	185.689642	1	185.689642	F(1, 1918) = 106.68		
Residual	3338.39489	1918	1.74056042	Prob > F = 0.0000		
				R-squared = 0.0527		
				Adj R-squared = 0.0522		
Total	3524.08453	1919	1.83641716	Root MSE = 1.3193		
lmontocc	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ltasacc	-1.659908	.160707	-10.33	0.000	-1.975087	-1.344729
_cons	15.83945	.4975107	31.84	0.000	14.86373	16.81517

Anexo B: Estimación modelo efectos aleatorios

. xtreg lmontocc ltasacc						
Random-effects GLS regression				Number of obs	=	1920
Group variable: banco				Number of groups	=	15
R-sq: within	=	0.3735	Obs per group: min	=	128	
between	=	0.2159	avg	=	128.0	
overall	=	0.0527	max	=	128	
				Wald chi2(1)	=	1123.22
corr(u_i, X) = 0 (assumed)				Prob > chi2	=	0.0000
lmontocc	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ltasacc	-3.517844	.104965	-33.51	0.000	-3.723572	-3.312117
_cons	21.58063	.4010251	53.81	0.000	20.79464	22.36663
sigma_u	.90870052					
sigma_e	.76140934					
rho	.58751185	(fraction of variance due to u_i)				

Anexo C: Estimación efectos fijos

. xtreg lmontocc ltasacc, fe						
Fixed-effects (within) regression			Number of obs		=	1920
Group variable: banco			Number of groups		=	15
R-sq: within = 0.3735			Obs per group: min		=	128
between = 0.2159			avg		=	128.0
overall = 0.0527			max		=	128
			F(1,1904)		=	1135.27
corr(u_i, Xb) = -0.3090			Prob > F		=	0.0000
lmontocc	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ltasacc	-3.530854	.1047923	-33.69	0.000	-3.736374	-3.325334
_cons	21.62084	.3242834	66.67	0.000	20.98485	22.25682
sigma_u	1.1741424					
sigma_e	.76140934					
rho	.70396361	(fraction of variance due to u_i)				
F test that all u_i=0:			F(14, 1904) =		275.31	Prob > F = 0.0000

Anexo D: prueba de heterocedasticidad modelo con cambio de intercepto y pendiente

```
Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model

H0: sigma(i)^2 = sigma^2 for all i

chi2 (15) = 2184.22
Prob>chi2 = 0.0000
```

Anexo E: prueba de correlación serial modelo con cambio de intercepto y pendiente

```
. xtserial lmontocc ltasacc _IbanXltas_*  
  
Wooldridge test for autocorrelation in panel data  
H0: no first-order autocorrelation  
      F( 1,      14) =      23.895  
      Prob > F =      0.0002
```

Anexo F: prueba de correlación contemporánea modelo con cambio de intercepto y pendiente

```
Breusch-Pagan LM test of independence: chi2(105) = 4151.353, Pr = 0.0000  
Based on 128 complete observations
```